



长期护理保险对自付医疗费用的影响

左季季, 王敬宇

安徽大学管理学院, 安徽 合肥 230601

摘要: 面对人口迈向中度老龄化与医疗费用攀升的现实难题, 长期护理保险为破除这一困境提供契机。文章基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011、2013、2015和2018年四期数据, 运用双重差分法分析第一批长期护理保险试点政策对试点城市目标群体的自付医疗费用支出的影响。结果显示, 长期护理保险显著降低中老年群体的自付医疗费用。上述实证结果通过了一系列稳健性检验。进一步的, 长期护理保险对自付医疗费用的降低作用在城镇和西部地区更为显著。该实证研究结果对长期护理保险试点范围的推广和待遇设计的完善具有现实意义。

关键词: 长期护理保险; 自付医疗费用; 双重差分法

中图分类号: R197.1

文献标志码: A

文章编号: 1671-0479(2023)03-217-006

doi: 10.7655/NYDXBSS20230304

截至2022年末, 我国60岁及以上人口占总人口比重已达19.8%, 这预示着我国正迈入中度老龄化(中度老龄化定义: 60岁以上人口占总人口数的20%~30%)。而老龄化与失能往往相伴而生, 第七次人口普查数据显示, 我国失能半失能人口数近4000万人, 折射出长期照护需求的激增^[1]。长期以来, “以医代养”造成的医疗费用上涨现象严峻, 加之居民健康需求的提升, 进一步增加了医疗资源的压力^[2]。同时, 受孝道伦理与亲属制度影响, 配偶和成年子女成为照护的“第一责任人”^[3]。然而, 随着现代化浪潮冲击、家庭结构的核心化以及养老服务需求多样化, 传统家庭照护难以满足失能人群照护需求^[3]。

为积极应对上述挑战, 人力资源和社会保障部于2016年印发《关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》, 首批试点包括安庆市等15个城市, 做到“因城施策”。长期护理保险通过转移支付和提供基本生活照料等方式有效减轻了家庭经济负担与照料压力^[4]。

关于长期护理保险政策效应的研究, 可以粗略地分为两类。第一, 从宏观上来看, 囿于长期护理保险试点城市尚未形成统一的实施策略, 常出现筹资水平不足、财务可持续难题和护理人员短缺等问题^[5], 并从顶层设计方面进一步论证。第二, 从微观

上来看, 着重探讨长期护理保险对试点地区的医疗费用^[6]、健康差距和代际支持的影响^[7-8]。然而, 关于长期护理保险对自付医疗费用的影响研究较少。自付医疗费用相较于医疗总费用, 更能反映家庭的实际支出与长期护理保险的净效应。因此, 在社会化养老服务保障趋势明显的背景下, 长期护理保险是否会对自付医疗费用产生影响? 亟待进一步回答。

基于上述分析, 本文通过中国健康与养老追踪调查(China health and retirement longitudinal study, CHARLS)2011、2013、2015和2018年四期面板数据, 采用双重差分法实证检验长期护理保险对中老年群体自付医疗费用支出的影响^[5], 可有效减少内生性问题。本文主要边际贡献如下: 第一, 绘制时间趋势图, 比较长期护理保险第一批试点城市覆盖人群与未覆盖人群的自付医疗费用的变动趋势。第二, 基于城乡和东中西部差异视角进行异质性检验, 比较长期护理保险的横截面差异。

一、文献综述

国内外学者关于长期护理保险对医疗费用的影响持两种不同的观点。一方面, 部分学者认为长期护理保险能够有效降低中老年群体的医疗费

基金项目: 安徽省哲学社会科学规划项目“中国特色行政现象学分析框架、内容构建与实践路向研究”(AHSKF2019D056)

收稿日期: 2023-04-27

作者简介: 左季季(1997—), 女, 安徽蚌埠人, 硕士研究生在读, 研究方向为长期护理与政策分析; 王敬宇(1981—), 男, 江苏盐城人, 博士, 副教授, 研究方向为公共管理理论与方法, 通信作者, xtuwjy@163.com。

用。譬如, Lu等^[9]基于青岛市数据,发现长期护理保险使得医疗费用总支出净减少了近万元,这初步表明长期护理保险的试点取得了一定成绩。王贞等^[6]以上海市为例,研究长期护理保险政策与医疗费用的替代效应,得出居家护理能有效降低中老年群体的医疗服务利用和医疗费用支出。合理的解释是,长期护理保险在降低医疗费用的同时,产生积极的健康效应,从而实现“价值医疗”^[10],这说明长期护理保险的替代效应明显。

然而,有学者指出长期护理保险不会影响甚至是增加医疗费用。囿于长期护理保险所提供的正式照料成本高昂且护理机构及人员不足等现状^[5],失能人群的照护需求长期得不到满足,这是对医疗费用无影响的合理解释。Mcknight^[11]发现非正式照料报销比例的下降,并没有对医疗费用产生降低作用。少数文献更是证明了长期护理保险的介入,受收入效应和健康知识效应影响,产生释放效应,从而增加医疗费用^[12-13]。例如, Bailey等^[14]发现在为贫困人口提供如日常照料、经济补贴等基本生活公共服务后,贫困人群由此获得更多的医疗护理知识,促进了就医行为,进一步加大了基层医疗压力。当然,长期护理保险对医疗费用的抑制效应具有延迟性。例如,李佳等^[15]采用LSDV模型发现长期护理保险对住院费用存在双重门槛效应作用,并提出要合理确定费用支出和结构水平。现有文献大多选取某一个城市作为分析对象,且多集中在国外背景下。同时,部分文献多采用横截面数据,易引起内生性思考。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文的数据来源是CHARLS。CHARLS数据库是由北京大学国家发展研究院中国经济研究中心主持的项目,最新一期公开数据截至2018年。主要收集45岁及以上人群的健康、养老和家庭金融等综合面板数据,契合研究主题。本研究主要使用CHARLS数据库中2011、2013、2015、2018年四期数据,由于试点城市长期护理保险政策出台运行的时间是2016年,所以将2011、2013、2015年数据作为对照组,将政策实施之后即2018年作为实验组,分析长期护理保险政策对自付医疗费用的影响。

(二) 变量选择与数据描述

本文的因变量是自付医疗费用,自付医疗费用包括自付住院费用、自付门诊费用和自我医疗费用,其中自付门诊费用和自我医疗费用均为月数据,对其年化处理。使用问卷中“过去一年中家庭用于住院费用的支出是多少?”“过去一月中家庭用于门诊费用的支出是多少?”“过去一月中您用于自

我医疗的费用支出是多少?”的数据。

自变量包括Treat和After。对于自变量Treat,将济南市、上饶市、安庆市、成都市、广州市、临沂市、齐齐哈尔市、承德市的职工基本医疗保险参保人员,荆门市、吉林市的职工基本医疗保险及城镇居民医疗保险参保人员,苏州市、徐州市、上海市的职工医疗保险及城乡居民医疗保险参保人员作为实验组,未覆盖人群为对照组。由于青岛市和长春市长期护理保险政策试点时间分别为2012年和2015年,为评估第一批试点城市(2016年)长期护理保险政策效应,剔除青岛市和长春市数据。对于自变量After,由于长期护理保险第一批城市试点时间为2016年,故将2016年设置为政策发生时点。2016年之前城市未受到政策效应的影响,设置为0,2016年之后长期护理保险政策冲击了试点城市的目标人群,设置为1。

对于控制变量,参考相关文献^[6,13],在个人层面,选取年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、是否在农村、自评健康、是否正式退休、是否有退休金、流调中心用抑郁量表(center for epidemiologic studies depression scale, CESD)得分、是否有慢性病作为控制变量;在家庭层面,选取健在子女数量、家庭总收入(过去一年家庭总收入,具体包括主要受访者及其配偶、子女的工资收入和个人获得的转移收入,对于家庭总收入的缺失值,采用多重插补的方法补齐)作为控制变量。变量的定义与赋值说明见表1。

主要变量的描述性统计如表2所示。自付医疗费用的平均数是4 542.073元,标准差是20 096.600元,最大值是1 207 200元,最小值是0元。控制变量如受教育年限、家庭总收入和CESD得分等均在观察期内具有较大差异,这为研究长期护理保险对自付医疗费用的影响提供了实证依据。

(三) 识别策略和模型设定

本文运用双重差分法(differences-in-differences, DID)实证检验长期护理保险对自付医疗费用的影响。具体而言,借鉴马超等^[10]的相关研究,设定模型如下:

$$MC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i \times \text{After}_t + \beta \text{Control}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中MC指自付医疗费用,下标*i*、*t*分别代表个体和年份, β_0 为常数项,Treat_{*i*}和After_{*t*}分别是分组变量和时间变量,Control_{*it*}代表控制变量, μ_i 表示个体效应, λ_t 表示固定效应, ε_{it} 为随机的其他干扰因素,在运用上述模型进行双重差分分析时要重点关注分组变量和时间变量交互项的系数,即 β_1 ,它所代表的就是长期护理保险政策对中老年群体自付医疗费用支出影响的政策效应,也是本文研究的重点内容。

表1 变量定义

变量类型/变量名称	赋值说明
因变量	
自付医疗费用	过去一年自付住院费用、自付门诊费用和自我医疗费用之和
自变量	
After	2018年=1; 2011年=0; 2013年=0; 2015年=0
Treat	济南市、上饶市、安庆市、成都市、广州市、临沂市、齐齐哈尔市、承德市的职工基本医疗保险参保人员,荆门市、吉林市的职工基本医疗保险及城镇居民医疗保险参保人员,苏州市、徐州市、上海市的职工医疗保险及城乡居民医疗保险参保人员作为实验组,未覆盖群体为对照组
控制变量	
年龄	主要受访者年龄
性别	男性=1; 女性=0
是否在婚	是=1; 否=0
自评健康	很不好=1; 不好=2; 一般=3; 好=4; 很好=5
是否正式退休	是=1; 否=0
是否有退休金	是=1; 否=0
CESD得分	0~30分,分数越高,抑郁倾向越高
是否有慢性病	是=1; 否=0
子女数量	健在的子女数量
家庭总收入	过去一年家庭总收入

表2 主要变量描述性统计 (n=19 873)

变量	平均数	标准差	最小值	最大值
自付医疗费用(元)	4 542.073	20 096.600	0	1 207 200
年龄(岁)	67.631	6.170	60	108
性别	0.497	0.500	0	1
受教育年限(年)	3.764	4.332	0	19
是否在婚	0.788	0.408	0	1
是否在农村	0.648	0.477	0	1
自评健康	2.948	0.950	1	5
子女数量	3.164	1.487	0	10
家庭总收入(元)	33 625.290	56 168.030	0	2 838 760
是否正式退休	0.190	0.392	0	1
是否有退休金	0.599	0.490	0	1
CESD得分	8.483	6.328	0	30
是否有慢性病	0.813	0.390	0	1

三、长期护理保险对自付医疗费用的影响

(一)自付医疗费用时间趋势图

为分析长期护理保险对医疗费用支出的影响,本文基于实验组与对照组四期数据的自付医疗费用支出均值,绘制了两组数据的时间趋势图,以观察其动态变化趋势^[16]。图1结果显示,在2016年长期护理保险政策实施之前,两组的自付医疗费用支出保持基本平行的变化趋势,在2018年实验组自付医疗费用呈现下降趋势,而对照组的自付医疗费用呈现上升趋势,且实验组与对照组之间的差距有逐渐加大的趋势。因此,本文初步估计,自付医疗费用的变化是由长期护理保险导致的,但结果仍需进一步验证。

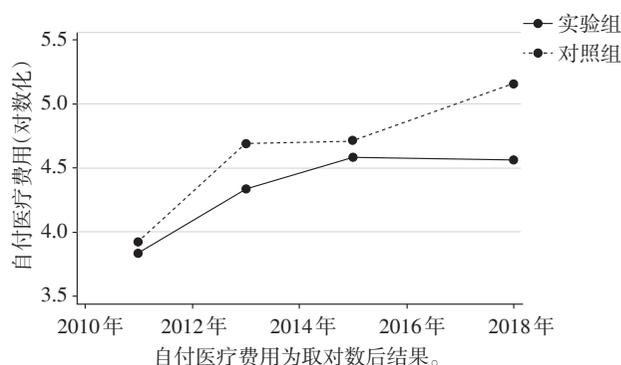


图1 自付医疗费用时间趋势图

(二)双重差分法回归结果

进一步验证时间趋势图结果,分析长期护理保险对自付医疗费用的影响,结果如表3所示。在未加入控制变量时,交互项 Treat*After 的系数为-0.420,且在1%水平上显著。在引入诸如自评健康和家庭总收入等个人和家庭层面的控制变量后,交互项 Treat*After 的系数为-0.341,且在5%水平上显著。因此,长期护理保险政策确实能够显著降低自付医疗费用。本文实证结果并非孤立,与本文观点一致的学者有王贞^[6]、马超^[10]等。事实上,随着长期护理保险政策的试点,可通过报销护理费用和提供正式照料等形式降低家庭负担。这也印证了长期护理保险在一定程度上促进了护理服务体系的高质量发展。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

运用双重差分法的首要前提是在长期护理保险政策实施前,长期护理保险目标人群与非目标人

表3 双重差分检验

变量	自付医疗费用	
	未引入控制变量	引入控制变量
Treat*After	-0.420(0.010)	-0.341(0.033)
年龄		-0.275(0.116)
是否在婚		-0.037(0.790)
自评健康		-0.551(<0.001)
健在子女数量		-0.200(<0.001)
家庭总收入		-0.036(0.023)
是否正式退休		-0.014(0.953)
是否有养老金		-0.107(0.129)
CESD		-0.053(<0.001)
是否有慢性病		-0.570(<0.001)
常数项	-4.065(<0.001)	21.469(0.055)
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	19 873	19 873
R ²	0.020	0.047

括号内数值为P值。

群的自付医疗费用不存在显著的异质性差异,即平行趋势假设^[17]。平行趋势假设通过上述的时间趋势图并不能完美解释,仍需更严谨的实证检验。基于此,本文引入分组变量和政策实施之前各个年份的虚拟变量形成交互项,如表4所示,引入Treat*Year2013和Treat*Year2015(剔除Treat*Year2011,避免共线性),无论是否加入控制变量,Treat*Year2013和Treat*Year2015的系数均不具有显著性($P>0.1$),这说明在长期护理保险政策实施之前,实验组和对照组自付医疗费用支出没有明显的差异和变化,符合双重差分法的平行趋势假定。

表4 平行趋势检验

变量	自付医疗费用	
	未引入控制变量	引入控制变量
Treat*After	-0.461(0.036)	-0.295(0.176)
Treat*Year2013	-0.080(0.716)	0.058(0.789)
Treat*Year2015	-0.035(0.872)	0.062(0.776)
年龄		-0.276(0.115)
是否在婚		-0.037(0.791)
自评健康		-0.551(<0.001)
健在子女数量		0.200(<0.001)
家庭总收入		0.036(0.023)
是否正式退休		-0.017(0.943)
是否有养老金		0.109(0.124)
CESD量表		0.053(<0.001)
是否有慢性病		0.571(<0.001)
常数项	4.065(<0.001)	21.540(0.055)
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	19 873	19 873
R ²	0.020	0.047

括号内数值为P值。

2. 排除其他事件干扰

为保证实验结果的信度,避免选择偏差,确保长期护理保险政策实施之前没有受到其他事件干

扰(如大病保险、医疗保险等政策)与随机性误差,需要进行安慰剂检验^[18]。具体而言,采用随机化挑选实验组与对照组的方法,重复模型(1)1 000次。如图2所示,安慰剂检验的估计系数t值集中于-2到2,且 $P>0.1$,说明不存在虚拟处理效应。综上所述,长期护理保险确实显著降低了自付医疗费用,排除了其他事件的干扰。

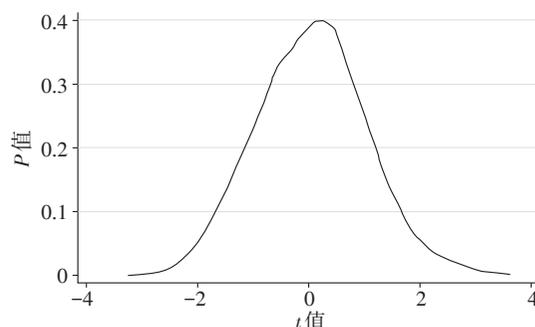


图2 安慰剂检验

四、异质性检验

长期护理保险对自付医疗费用支出的影响可能会受到群体特征、区域差异等干扰而表现出异质性差异^[19]。异质性检验可以更加深入地研究长期护理保险政策与自付医疗费用之间的关系,同时也能直观看出不同群体面对长期护理保险政策的反应。上述研究结果验证了长期护理保险政策显著降低了中老年群体的自付医疗费用支出,在此理论基础之上还要进一步分析该影响的内部差异性。区域宏观经济水平和城乡二元结构会影响长期护理保险的实施效果^[20]。因而,中老年群体自付医疗费用支出的高低可能还与研究对象所处的地域有关。本文主要从城乡差异视角和东中西部差异视角对两组数据进行异质性检验。

(一)基于城乡差异视角的异质性检验

借鉴余央央^[21]的观点,从城乡差异视角进行异质性检验。表5结果显示,长期护理保险能显著降低城镇地区中老年群体的自付医疗费用支出,且在10%水平上显著,但对于农村地区并不显著。进一步地,城镇地区的交互项系数高于农村地区的交互项系数,表明长期护理保险对城镇地区自付医疗费用的降低作用更为明显。产生这一现象的原因可能是长期护理保险试点城市目标人群主要集中在职工基本医疗保险、城镇居民医疗保险等。而此类目标人群多居住在城镇地区,因此相对于农村地区而言,城镇地区受长期护理保险政策的影响更大^[16]。

(二)基于东中西部差异视角的异质性检验

表5结果显示,长期护理保险政策对自付医疗费用的影响对于西部地区具有显著性,且系数为

表5 异质性检验

变量	地区			城乡	
	西部	中部	东部	城镇	农村
Treat*After	-0.901(0.005)	-0.260(0.426)	-0.136(0.565)	-0.478(0.059)	-0.247(0.238)
年龄	-0.157(0.574)	0.145(0.674)	-0.613(0.038)	-0.408(0.154)	-0.178(0.425)
是否在婚	0.446(0.038)	-0.362(0.167)	-0.326(0.206)	0.000(1.000)	-0.052(0.759)
自评健康	-0.499(<0.001)	-0.598(0.000)	-0.545(<0.001)	-0.519(<0.001)	-0.559(<0.001)
健在子女数量	0.215(0.010)	0.246(0.018)	0.111(0.330)	0.232(0.024)	0.182(0.007)
家庭总收入	0.034(0.190)	0.040(0.156)	0.029(0.291)	0.041(0.139)	0.032(0.093)
是否正式退休	0.127(0.759)	0.376(0.352)	-0.558(0.192)	0.206(0.535)	-0.329(0.355)
是否有养老金	0.097(0.403)	0.251(0.049)	-0.041(0.747)	-0.080(0.521)	0.240(0.007)
CESD量表	0.051(<0.001)	0.068(<0.001)	0.039(0.002)	0.081(<0.001)	0.040(<0.001)
是否有慢性病	0.145(0.495)	0.695(0.003)	0.817(<0.001)	0.693(0.002)	0.514(0.001)
常数项	13.908(0.436)	-5.641(0.798)	43.666(0.022)	29.690(0.106)	15.341(0.280)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	6 557	6 553	6 763	6 988	12 885
R ²	0.050	0.057	0.041	0.050	0.047

括号内数值为P值。

负,长期护理保险可显著降低西部地区中老年群体的自付医疗费用支出,而对中部和东部地区影响不具有显著性。

分析原因,对于西部地区,国家一直在倡导协调发展,实施西部大开发,发展西部产业,强化其基础设施建设,努力提升西部地区医疗服务和水平,加快推进落实城乡居民基本养老待遇,确定合理的医疗保障水平。所以,在政府和国家政策支持下,西部地区中老年群体确实能从长期护理保险政策中受益^[22]。基本医疗设施和水平得到了保障,基本解决看病难等问题,通过增大报销力度等手段又使自付医疗费用降低。

五、结论和建议

(一)结论

本文基于CHARLS四期样本数据,研究长期护理保险政策对中老年群体自付医疗费用的影响。以长期护理保险政策为准自然实验,以第一批试点城市目标群体为实验组,其他未覆盖群体为对照组,运用双重差分法实证检验对自付医疗费用支出的影响。结果显示,长期护理保险政策能够显著降低中老年群体的自付医疗费用。上述实证结果通过了诸如平行趋势检验和安慰剂等稳健性检验。进一步地,本文从城乡和东中西部差异视角进行异质性检验。总的来说,长期护理保险对自付医疗费用的影响在城镇和西部地区的影响更为显著。

(二)政策建议

第一,在中度老龄化和疾病谱改变的背景下,应进一步扩大试点范围和覆盖人群,积极构建系统

性的长期护理保险制度体系^[4,15]。实践证明,长期护理保险政策的实施不仅可以降低老年群体的医疗负担,维护其身体健康,而且能在一定程度上降低子女的照护负担,释放劳动需求,产生良好的溢出效应,这对完善我国养老体系建设有重要的意义。当前,我国正处于“价值医疗”与“低价值医疗”交汇口^[10],长期护理保险为破除这一困境提供可能。因此,应进一步扩大试点范围,推动政策向农村地区倾斜,实现城乡地区全民覆盖^[5]。同时,注重轻度失能和重度失能人群并重^[6]。

第二,对于个人来说,应转变健康理念。投资健康,并不一定要增加医疗支出。可以借鉴如青岛市的“家护”和“巡护”等方式,充分发挥基层医疗作用,加强护理服务,由此达到“康养结合”的目标。同时,注重医疗护理机构发展和专业护理人才的培养,缓解医疗资源的无效配置。

第三,建立“国家、社会和家庭”三位一体的康养体系。长期以来,家庭是提供赡养、经济支持的第一责任人,在养老服务中具有不可替代的作用^[3]。长期护理保险制度的建立,可有效减轻家庭照护和经济负担,开辟社会养老模式助推子女家庭照护意愿,提升养老服务水平。基于此,长期护理保险制度的建立需要与家庭结构变动趋势保持平衡,定期评估制度需求与风险,探索破解人口老龄化难题的科学路径。

参考文献

- [1] 付思佳,张良文,方亚. 国内外长期护理保险筹资机制研究进展[J]. 中国公共卫生,2021,37(11):1695-1697
- [2] 朱铭来,何敏,马智苏. 长期护理保险的模式选择与体系构建研究[J]. 中国人口科学,2023(1):3-20

- [3] 邓大松,李玉娇. 健康中国战略下长期照护保险:制度理性、供需困境与路径选择[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版),2017,42(5):109-116
- [4] 戴卫东. 中国长期护理保险的理论依据、制度框架与关键机制[J]. 社会保障评论,2023,7(1):95-106
- [5] 戴卫东,汪倩格,朱儒城,等. 长期护理保险试点政策的特征、问题与路径优化——基于两批29个国家试点城市政策的比较分析[J]. 中国软科学,2022(10):41-50
- [6] 王贞,封进. 长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较[J]. 经济学(季刊),2021,21(2):557-576
- [7] 谢宇菲,封进. 长期护理保险缩小了失能老人健康差距吗?[J]. 保险研究,2022(10):19-33
- [8] 舒展,韩昱. 长期护理保险对失能老人家庭代际支持的影响研究[J]. 人口与发展,2022,28(4):143-154
- [9] LU B, MI H, YAN G Y, et al. Substitutional effect of long-term care to hospital inpatient care? [J]. China Econ Rev, 2020, 62: 101466
- [10] 马超,俞沁雯,宋泽,等. 长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J]. 中国工业经济,2019(12):42-59
- [11] MCKNIGHT R. Home care reimbursement, long-term care utilization, and health outcomes[J]. J Public Econ, 2006, 90(1/2):293-323
- [12] RAPP T, GRAND A, CANTET C, et al. Public financial support receipt and non-medical resource utilization in Alzheimer's disease results from the PLASA study [J]. Soc Sci Med, 2011, 72(8):1310-1316
- [13] 王晓亚,黄德海,卜鹏滨. 医疗保险的双重效应与居民医疗支出:作用机理及实证检验[J]. 当代经济科学, 2018, 40(5):1-11, 124
- [14] BAILEY M J, GOODMAN-BACON A. The war on poverty's experiment in public medicine: community health centers and the mortality of older Americans [J]. Am Econ Rev, 2015, 105(3):1067-1104
- [15] 李佳,车田天. 长期护理保险对住院费用支出的影响——来自发达国家的经验证据[J]. 社会保障研究, 2022(6):95-103
- [16] 马广博,许昆. 长期护理保险对中老年人门诊利用和医疗费用的影响[J]. 南京医科大学学报(社会科学版), 2023, 23(1):38-46
- [17] 钱雪松,康瑾,唐英伦,等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8):42-59
- [18] 史丹,李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经济, 2020(9):5-23
- [19] 高旭瑶. 长期护理保险能否提高失能老年人的照料满足感?——基于CLHLS 2018年数据的实证分析[J]. 老龄科学研究, 2022, 10(2):54-67
- [20] 马广博,许昆. 长期护理保险、家庭收入水平与家庭消费——基于CHARLS数据的实证研究[J]. 南京医科大学学报(社会科学版), 2022, 22(5):449-457
- [21] 余央央. 老龄化对中国医疗费用的影响——城乡差异的视角[J]. 世界经济文汇, 2011(5):64-79
- [22] 丁志宏,魏海伟. 中国城市老人购买长期护理保险意愿及其影响因素[J]. 人口研究, 2016, 40(6):76-86

(本文编辑:姜鑫)

The effect of long-term care insurance on out-of-pocket medical expenses

ZUO Jiji, WANG Jingyu

School of Management, Anhui University, Hefei 230601, China

Abstract: Long-term care insurance provides an opportunity to break the dilemma under the practical problem of the moderately aging population and rising medical costs in China. Based on data from China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) in 2011, 2013, 2015 and 2018, this paper analyzes the impact of the first batch of long-term care insurance pilot policies on the out-of-pocket medical expenses of target groups in pilot cities using the Difference-in-Difference method. The results showed that long-term care insurance significantly reduced out-of-pocket medical expenses for the middle-aged and elderly population. The above empirical results have passed a series of robustness tests. Furthermore, the effect of long-term care insurance on reducing out-of-pocket medical costs is more significant in urban and western areas. The empirical results of this paper have practical implications for extending the pilot range of long-term care insurance and refining the treatment design.

Key words: long-term care insurance; out-of-pocket medical expenses; Difference-in-Difference method